



Problemas del Desarrollo. Revista
Latinoamericana de Economía
ISSN: 0301-7036
revprode@servidor.unam.mx
Universidad Nacional Autónoma de México
México

Lanteri, Luis N.
ARGENTINA Y LA REVERSIÓN DE LOS DÉFICIT DEL SECTOR EXTERNO
Problemas del Desarrollo. Revista Latinoamericana de Economía, vol. 40, núm. 159, octubre-
diciembre, 2009, pp. 119-141
Universidad Nacional Autónoma de México
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=11820103007>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

ARGENTINA Y LA REVERSIÓN DE LOS DÉFICIT DEL SECTOR EXTERNO

Luis N. Lanteri*

Fecha de recepción: 19 de agosto de 2009. Fecha de aceptación: 23 de octubre de 2009.

Resumen

El objetivo de este trabajo es analizar la experiencia argentina de reversión de los déficit del sector externo que siguió a la crisis cambiaria del año 2001, así como evaluar el comportamiento de la cuenta corriente frente a diferentes shocks macroeconómicos. Para llevarlo a cabo, se estima un modelo de VAR estructural (SVAR), con restricciones no recursivas de corto plazo, a fin de explicar la dinámica de ajuste de la cuenta corriente en respuesta a los shocks estructurales, observados en el crecimiento del ingreso mundial (o en los precios reales de las exportaciones), en la actividad económica doméstica, en las tasas reales de interés y en el tipo de cambio real. El trabajo utiliza datos trimestrales, que cubren el periodo 1980:1-2008:4.

Palabras clave: reversión de los déficit, cuenta corriente, shocks macroeconómicos, modelos de SVAR con restricciones de corto plazo.

Códigos JEL: C1, E2, F3.

Abstract

The objective of this study is to analyze Argentina's experience in reversing the external sector deficit that followed the exchange rate crisis of 2001, as well as assessing the performance of the current account in the face of different macroeconomic shocks. To do this, a structural VAR model (SVAR) is estimated with short-term non-recursive restrictions, aimed at explaining the dynamic of current account adjustment in the current account in response to the structural shocks observed in the growth of world income (or in the real export prices), in domestic economic activity, in real interest rates and in the real exchange rate. The study uses quarterly data covering the period 1980:1-2008:4.

Key words: reversing the deficit, current account, macroeconomic shocks, SVAR models with short-term restrictions.

Codes JEL: C1, E2, F3.

* Economista senior del Banco Central y candidato a Doctor por la Universidad Nacional de Rosario, Argentina. Correo electrónico: lnlanteri@yahoo.com.ar

Résumé

L'objectif de ce travail est d'analyser l'expérience argentine de résorption des déficits du secteur externe qui a suivi la crise du taux de change de l'année 2001, ainsi que d'évaluer le comportement du compte courant face à différents shocks macroéconomiques. Pour le mener à bien, il est estimé un modèle de VAR structurel (SVAR), avec des restrictions de court terme non récursives, à fin d'expliquer la dynamique d'ajustement du compte courant en réponse aux shocks structurels observés dans la croissance du revenu mondial (ou dans les prix réels des exportations), dans l'activité économique domestique, dans les taux réels d'intérêt et le taux de change réel. Le travail utilise des données trimestrielles qui couvrent la période de janvier 1980 à avril 2008.

Mots clés: résorption des déficits, compte courant, shocks macroeconómicos, modèles de SVAR avec restrictions de court terme.

Classification JEL: C1, E2, F3.

Resumo

O objetivo deste trabalho é analisar a experiência argentina de reversão dos déficits do setor externo que seguiu a crise cambial do ano 2001, bem como avaliar o comportamento da conta corrente frente a diferentes choques macroeconômicos. Para levá-lo a cabo, estima-se um modelo de VAR estrutural (SVAR), com restrições não recursivas de curto prazo, a fim de explicar a dinâmica de ajuste da conta corrente em resposta aos choques estruturais observados no crescimento do ingresso mundial (ou nos preços reais das exportações), na atividade econômica doméstica, nas taxas reais de interesse e no tipo de cambio real. O trabalho utiliza dados trimestrais que cobrem o período 1980:1-2008:4.

Palavras-chave: reversão dos déficits, conta corrente, choques macroeconômicos, modelos de SVAR com restrições de curto prazo.

Códigos JEL: C1, E2, F3.

Introducción

La crisis financiera y cambiaria que tuvo lugar en Argentina a finales de 2001, puso de relieve la importancia de entender los factores que explican el comportamiento de la balanza de pagos y, en particular, de la cuenta corriente.

Luego de registrar déficit en el sector externo durante la década de 1990, la economía argentina experimentó una importante crisis cambiaria, que provocó el cese de pagos de parte de su deuda externa y una considerable salida neta de capitales (Feldstein, 2002).

Al verse afectadas las transferencias de recursos financieros, la cuenta corriente de la balanza de pagos sufrió una dramática reversión dentro de un corto lapso¹, que estuvo acompañada de una reducción del gasto doméstico, de una depreciación del tipo de cambio real y de una presión ascendente en las tasas reales de interés. A partir de la depreciación real de la moneda doméstica y de las alzas en los precios internacionales de las materias primas, los déficit se revirtieron y el sector externo comenzó a exhibir excedentes en la balanza comercial y superávit en la cuenta corriente.

El objetivo de este trabajo es analizar la experiencia argentina de reversión de los déficit del sector externo que siguió a la crisis cambiaria de 2001, así como evaluar el comportamiento de la cuenta corriente frente a diferentes *shocks* macroeconómicos. Durante el periodo 2001-2002, la economía experimentó salidas netas de capitales equivalentes en promedio a casi 13.7% del Ingreso Nacional Bruto Disponible (INBD)². Asimismo, los déficit de cuenta corriente pasaron de 3.0% del INBD durante 1991-2001 a un excedente promedio de alrededor de 4.3% del INBD durante 2002-2008.

Argentina representa un interesante caso de estudio de superación de los desequilibrios en la cuenta corriente. En este sentido, el trabajo intenta contribuir a un mejor entendimiento de los factores económicos que permitieron salir de la crisis externa y del proceso de ajuste ocurrido durante estos años de recuperación. El análisis podría resultar de interés para aquellas economías que han experimentado desequilibrios externos, tal como ocurrió en Argentina durante la década pasada.

¹ Para Edwards (2004), las mayores reversiones de los déficit de cuenta corriente han estado asociadas a reducciones repentinas en los influjos de capital. Para el caso argentino, véase Calvo *et al.*, 2003.

² El Ingreso Nacional Bruto Disponible (INBD) a precios de mercado equivale al Producto Interno Bruto menos la Remuneración Neta a Factores del Exterior y más las Transferencias Corrientes Netas.

El resto del trabajo se desarrolla como sigue. En la sección 1 se analiza el proceso de ajuste en la cuenta corriente y el desempeño macroeconómico de la economía Argentina durante las dos últimas décadas. En la sección 2 se describe la propuesta de VAR estructural (SVAR) con restricciones de corto plazo, mientras que en la 3 se consideran los supuestos y restricciones al modelo. En la sección 4 se incluyen las pruebas de raíz unitaria y en las cinco y seis se muestran los resultados de las funciones de impulso-respuesta y del análisis de descomposición de la varianza, respectivamente. Por último, se comentan las principales conclusiones del trabajo.

1. Ajuste de la cuenta corriente y desempeño macroeconómico. El caso argentino

Al analizar el proceso de reversión de los desequilibrios del sector externo argentino, se observa que durante el cuarto trimestre de 2001 la cuenta corriente pasó de registrar déficit a mantener una posición de excedente.

Durante los 12 trimestres anteriores al periodo de reversión del déficit, los desequilibrios de cuenta corriente se ubicaron por arriba de 2% del INDB a precios corrientes, con excepción del segundo trimestre de 2000 y del segundo y tercer trimestres de 2001³. El déficit promedio durante los 12 trimestres anteriores al periodo de reversión alcanzó 3.5% del INBD a precios corrientes: el primer trimestre de 1999 fue el de mayor déficit (5.2%). Por su parte, la cuenta corriente mostró superávit durante todos los trimestres posteriores al periodo de reversión, alcanzando el máximo excedente en el tercer trimestre de 2002 (12.3% del INDB a precios corrientes).

El proceso de ajuste de la cuenta corriente también podría ser analizado a partir del comportamiento de las principales variables macroeconómicas. La moderna propuesta intertemporal de la cuenta corriente enfatiza la función del ahorro y de la inversión, en una perspectiva hacia adelante (*forward-looking*), en relación con la restricción presupuestaria intertemporal de la economía, y a fin de establecer el sendero de equilibrio externo (Obstfeld y Rogoff, 1995; 1996).

En un mundo con mercados financieros internacionales integrados, los flujos de capital permiten que la economía suavice su trayectoria de consumo e inversión a través del tiempo, en respuesta a *shocks* transitorios en el Producto Neto (definido

³ De esta forma, el comportamiento de la cuenta corriente no se asimilaría a los criterios utilizados por Milesi-Ferretti y Razin (1998), dado que durante el periodo anterior al proceso de reversión hubo trimestres con déficit inferiores a 2% del PIB corriente.

como el PIB menos la inversión bruta interna y menos los gastos del gobierno)⁴. Una consecuencia de esta propuesta es que la disminución de los inlfujos netos de capital generaría un ajuste en la cuenta corriente (Ghosh, 1995).

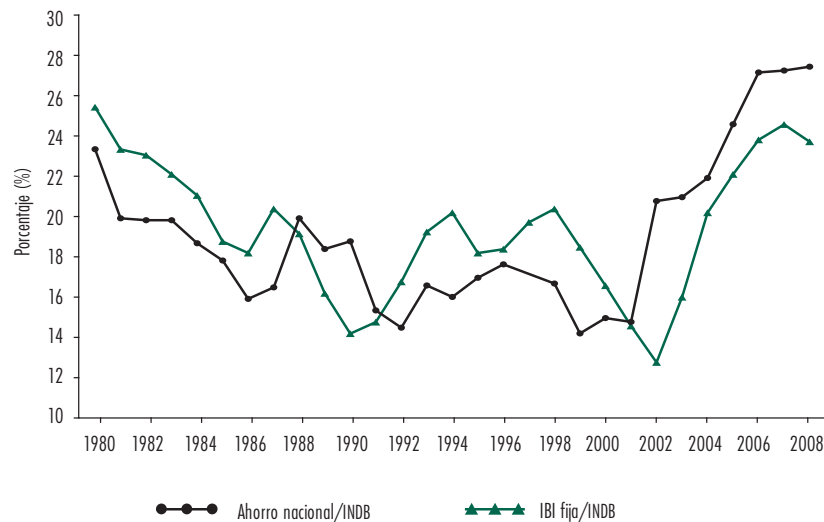
Tabla 1
Tasas de ahorro nacional (ahorro nacional/ INDB) y de inversión doméstica (IBI fija/ INDB) y crecimiento anual promedio de estas variables, para periodos seleccionados. Porcentajes.

Periodo	Tasas promedio		Crecimiento anual promedio	
	Ahorro nacional	Inversión doméstica	Ahorro nacional	Inversión doméstica
1980-1990	18.8	20.2	-1.5	-4.3
1991-2001	15.7	18.0	-2.2	0.2
2002-2008	24.2	20.5	9.4	7.3
1980-2008	18.9	19.4	0.7	0.1

Fuente: Elaboración propia a partir de las cuentas nacionales y datos del FMI.



Gráfica 1
Cuenta corriente: tasas de ahorro nacional y de inversión doméstica (%)



⁴ Dado que la cuenta corriente resulta igual al ahorro nacional menos la inversión doméstica, y que el comportamiento de estas variables descansa en factores intertemporales, la cuenta corriente sería también un fenómeno intertemporal. Estos modelos ven a la cuenta corriente como un amortiguador (*buffer or shock absorber*), a través del cual los agentes económicos enfrentan los *shocks* transitorios que afectan al producto, la inversión y los gastos del gobierno, para atenuar el consumo a través del tiempo y maximizar el bienestar.

En los noventa, las tasas de inversión doméstica superaron en promedio a las de ahorro nacional, registrándose déficit en la cuenta corriente (véanse tabla 1 y gráfica 1). A su vez, el consumo se incrementó en promedio más que la inversión doméstica (el ahorro cayó a una tasa anual de 2.2%, mientras que la inversión se incrementó sólo 0.2% anual)⁵. Por su parte, en el periodo posterior a la crisis de 2001, las tasas de ahorro nacional se ubicaron en 24.2% del INDB a precios corrientes (2002-2008), los déficit se revirtieron y la economía pasó a registrar una importante salida neta de capitales durante los primeros años del ajuste. Las tasas de inversión doméstica, que habían caído a 12.8% del INDB a precios corrientes en 2002, se recuperaron a partir de 2004, alcanzando 20.5% del INDB durante el periodo 2002-2008.

Durante la década de 1990, la economía siguió una estrategia de crecimiento basada en el ahorro externo con una mayor apertura de la cuenta capital y el mantenimiento de importantes déficit de cuenta corriente. Esta estrategia se tradujo en un aumento del consumo (desahorro interno) y del endeudamiento financiero con el exterior, pero no generó un incremento sustancial en la inversión ni en la capacidad del país para exportar. En contraste, desde la caída del régimen de Convertibilidad a fines de 2001, se ha alcanzado un tipo de cambio real relativamente más competitivo y se ha seguido una estrategia de crecimiento basada principalmente en el ahorro interno y en el mantenimiento de superávit en la cuenta corriente (desahorro externo).

Por su parte, en la tabla 2 se incluyen la balanza de cuenta corriente, la balanza comercial y las reservas internacionales a finales del periodo (expresadas en millones de dólares), mientras que en la gráfica 2 se muestran, respectivamente, la balanza de cuenta corriente y la balanza comercial en relación con el PIB a precios corrientes, en porcentajes. En esa gráfica se aprecia que la balanza comercial/ PIB a precios corrientes presenta superávit desde comienzos de los ochenta, con excepción de la década de 1990 durante la vigencia del Plan de Convertibilidad, en tanto que la cuenta corriente/ PIB a precios corrientes muestra por lo general déficit, salvo en los años posteriores a la crisis de 2001 (ambas series tienen una correlación positiva de 91% durante las tres últimas décadas). Mientras que la balanza comercial registra los pagos procedentes del comercio de bienes tangibles y servicios (transporte, turismo, etc.) entre

⁵ El análisis de la relación ahorro-inversión ha despertado un renovado interés especialmente a partir del trabajo seminal de Feldstein y Horioka (1980). Estos autores destacan que, con perfecta movilidad internacional de capitales, no debería existir una correlación entre el ahorro nacional y la inversión interna (en economías pequeñas). De esta forma, el ahorro de cada país sería sensible a las oportunidades internacionales de inversión, mientras que la inversión interna podría ser financiada desde el exterior.

diferentes países, la cuenta corriente incluye, además de estos dos componentes, las rentas en forma de beneficios, intereses y dividendos generados por los factores de producción y las transferencias (remesas de emigrantes, donaciones, etc.). En el caso de Argentina, un porcentaje importante de las rentas de la balanza de cuenta corriente corresponde a los pagos de los servicios de la deuda externa.

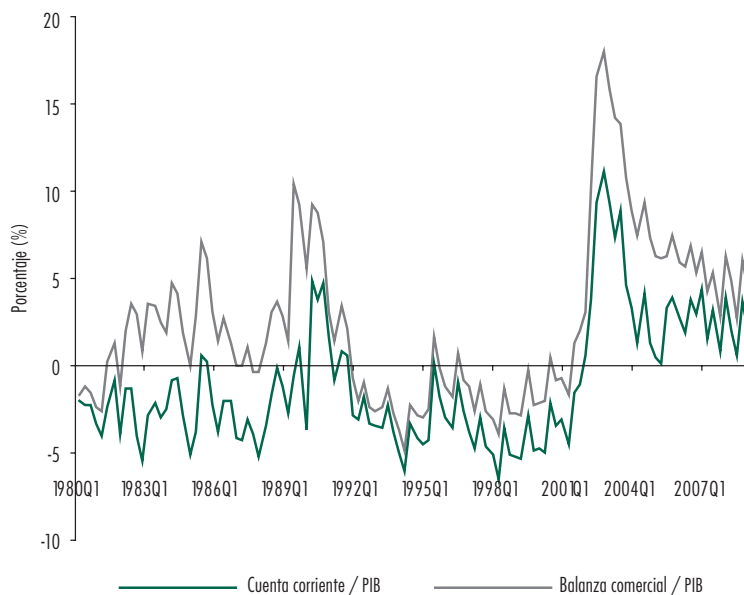
Tabla 2
Balanza de cuenta corriente, balanza de bienes y servicios y reservas internacionales totales a fin del periodo (excluyendo tenencias de oro). (En millones de US\$)

Años	Balanza de cuenta corriente	Balanza de bienes y servicios	Reservas totales (excluyendo oro), a fin del periodo
	(millones de US\$)		
1990	4.552	7.954	4.592
1991	-647	2.820	6.005
1992	-5.548	-3.953	9.990
1993	-8.206	-5.689	13.791
1994	-10.980	-7.918	14.327
1995	-5.118	-1.079	14.288
1996	-6.770	-1.787	18.104
1997	-12.138	-6.508	22.320
1998	-14.482	-7.542	24.752
1999	-11.943	-4.906	26.252
2000	-8.981	-1.832	25.147
2001	-3.780	3.522	14.553
2002	8.767	15.717	10.489
2003	8.140	15.612	14.153
2004	3.212	11.934	18.884
2005	5.275	12.095	27.179
2006	7.709	13.422	30.904
2007	7.103	12.755	44.682
2008	7.588	15.115	44.855

Fuente: Estadísticas financieras internacionales del FMI.

Al igual que en otras economías que experimentaron procesos similares de crisis en su sector externo, la depreciación real del peso argentino facilitó el ajuste de la balanza comercial en dos formas. Por un lado, mejoró la competitividad internacional de las exportaciones y, al mismo tiempo, hizo más costosas las importaciones en términos de la moneda doméstica. Por otro, la depreciación incrementó el precio doméstico de los bienes transables producidos en la economía, en relación con el de los no transables, cambiando así los incentivos para producir y consumir estos

Gráfica 2
Cuenta corriente y balanza comercial, en porcentajes del PIB corriente



bienes (la mayor rentabilidad de los transables generó un estímulo para aumentar su producción, pero al mismo tiempo se sustituyó el consumo de transables por el de no transables). La mayor producción y el menor consumo de bienes transables también contribuyó a mejorar la balanza comercial de bienes y servicios.

La depreciación de la moneda doméstica genera un cambio en los precios relativos que induce un aumento de gastos hacia los bienes domésticos o no transables (Dong, 2007). La magnitud de este efecto de cambio en los gastos (*expenditure-switching effect*) depende, en gran parte, del grado de flexibilidad de los precios (*price stickness*) y de la elasticidad de sustitución entre los bienes transables y los no transables (bienes domésticos)⁶. Para Dong (2007), si los precios fueran poco flexibles (*sticky*), en la moneda doméstica no habría un efecto importante de cambio en los gastos debido a una modificación en el tipo de cambio nominal.

⁶ Se supone también que el efecto *sustitución* prevalece por encima del efecto *ingreso*.

2. La propuesta de VAR estructural (SVAR) con restricciones de corto plazo

En este trabajo se estima un modelo de VAR estructural (SVAR), con la finalidad de explicar la dinámica de ajuste de la cuenta corriente de la economía argentina, en respuesta a los *shocks* estructurales que han tenido lugar en el crecimiento del ingreso mundial (o en los precios reales de las exportaciones), en la actividad económica interna, en las tasas reales de interés y en el tipo de cambio real.

El principal propósito de la estimación de los modelos de VAR estructurales es obtener una ortogonalización no recursiva de los términos de error para el análisis de impulso-respuesta. A diferencia de la ortogonalización recursiva de Cholesky, la propuesta de SVAR requiere imponer restricciones al VAR a efectos de identificar los componentes estructurales ortogonales (o sea, no correlacionados entre sí) de los términos de error. Estas restricciones, que podrían ser de corto o de largo plazo, se basan en la teoría económica.

Para ello, se utiliza un modelo de VAR estructural donde se aplican restricciones de corto plazo a las variables. Siendo y_t un vector de k variables endógenas, la ecuación estructural del modelo podría representarse como:

$$A y_t = C(L) y_t + B \mu_t \quad (1)$$

donde los errores estocásticos estructurales (no observables) μ_t se distribuyen normalmente, es decir $\mu_t \sim N(0, I)$, y A , B y C son matrices no observables separadamente ($k \times k$). Sin embargo, no resulta posible estimar directamente la expresión anterior a raíz de problemas de identificación. Debido a ello, se recurre a un VAR irrestricto y se imponen restricciones al modelo para identificar su estructura subyacente. Al pasar la matriz A al segundo miembro, quedaría:

$$y_t = A^{-1} C(L) y_t + A^{-1} B \mu_t \quad (2)$$

A su vez, podrían estimarse los residuos estocásticos aleatorios $A^{-1} B \mu_t$ a partir de los residuos observados ε_t correspondientes al VAR irrestricto:

$$A^{-1} B \mu_t = \varepsilon_t \quad (3)$$

Reformulando la expresión (3), se tiene que $A^{-1} B \mu_t \mu_t' B' A^{-1'} = \varepsilon_t \varepsilon_t'$, y como $\mu_t \mu_t' = I$, se obtiene:

$$A^{-1} B B' A^{-1'} = \varepsilon_t \varepsilon_t' \quad (4)$$



Para un modelo con k variables, las propiedades de simetría determinan que deban imponerse $k(3k - 1)/2$ restricciones adicionales sobre las matrices A y B . Amisano y Giannini (1997) plantean que el esquema de restricciones toma la siguiente forma:

$$A \varepsilon_t = B \mu_t \quad (5)$$

donde ε_t y μ_t son vectores de dimensión k . Las innovaciones estructurales no observables μ_t se suponen ortonormales, de forma que la matriz de covarianzas es una matriz identidad $E[\mu_t \mu_t'] = I$, mientras que $\Sigma = E[\varepsilon_t \varepsilon_t']$ indica la matriz de covarianza de los residuos:

$$A \Sigma A' = B B' \quad (6)$$

Con $k = 5$ (cinco variables endógenas), si se especificara a B como una matriz diagonal y se aplicaran en forma recursiva las restricciones sobre la matriz A , se tendría⁷:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{bmatrix}; \quad B = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} \end{bmatrix} \quad (7)$$

En la propuesta de SVAR, el procedimiento a seguir sería el siguiente: en primer lugar, es necesario estimar la forma reducida de un sistema de VAR con k variables endógenas. Luego, deberían imponerse las restricciones al modelo, para que el mismo quede perfectamente identificado y puedan obtenerse las respuestas de corto plazo de las variables a los diferentes *shocks* estructurales.

3. El esquema de ajuste de la cuenta corriente. Restricciones al modelo

Varios trabajos han analizado el proceso de ajuste del sector externo frente a diferentes *shocks* macroeconómicos.

⁷ En un modelo con cinco variables endógenas ($k = 5$), el número de restricciones adicionales a aplicar sobre las matrices A y B , a efectos de su exacta identificación, sería igual a 35. Dado que se considera a B como una matriz diagonal con 20 restricciones iguales a cero, las restricciones adicionales a imponer a la matriz A serían 15. Ello se cumple con cinco restricciones iguales a la unidad y 10 restricciones iguales a cero $[k(k-1)/2]$.

Clarida y Prendergast (1999) estiman un VAR con cuatro variables endógenas para varias economías de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE), e investigan la respuesta de la cuenta corriente frente a *shocks* que tienen lugar en el ingreso mundial, en la actividad económica doméstica y en el tipo de cambio real. Los resultados muestran que una apreciación inesperada en el tipo de cambio real generaría un deterioro en la cuenta corriente, de dos a cuatro años de duración.

Cushman y Zha (1997) y Kim (2001) analizan los mecanismos de transmisión de la política monetaria en economías abiertas y consideran la función del tipo de cambio y su impacto sobre la balanza comercial. A tal efecto, hacen diferentes supuestos sobre las variables disponibles por los bancos centrales como instrumentos de política monetaria. Los resultados sugieren que una política monetaria ajustada llevaría a una apreciación transitoria del tipo de cambio real, a una contracción transitoria en el ingreso real y a una mejora inicial en la balanza comercial, que estaría seguida por un deterioro.

Lee y Chinn (1998) utilizan un esquema similar al planteado por Blanchard y Quah (1989) y Clarida y Gali (1994), que impone restricciones de largo plazo al modelo de SVAR, para determinar los efectos de diferentes *shocks* macroeconómicos. Evalúan la respuesta de los *shocks* de productividad permanentes y de los *shocks* monetarios transitorios sobre la dinámica de ajuste de la cuenta corriente y del tipo de cambio real. Las funciones de impulso-respuesta muestran que los *shocks* monetarios deprecian el tipo de cambio real y mejoran la posición de la cuenta corriente durante los tres primeros trimestres de iniciado el *shock*, al término de los cuales el sector externo comienza deteriorarse.

Por su parte, Prasad y Gable (1998) estiman un modelo de SVAR con tres variables endógenas, a fin de evaluar el impacto de los *shocks* de oferta y demanda agregadas y de los *shocks* nominales. Para estos autores, un *shock* nominal expansivo depreciaría el tipo de cambio real, incrementaría el producto doméstico moderadamente y mejoraría la posición de la balanza comercial.

Por último, Lane (2001) encuentra, en un modelo de tres variables, que un *shock* monetario positivo llevaría inicialmente a un deterioro de la cuenta corriente (el balance externo apenas comenzaría a mejorar después de un año de iniciado el *shock*).

En este trabajo se utiliza una propuesta de análisis de la cuenta corriente similar a la planteada por Beng y Ying (2003), quienes recurren a un modelo de SVAR con restricciones de corto plazo. Para ello, se consideran cinco variables endógenas: el ingreso mundial (aproximado por el crecimiento de la economía de los Estados



Unidos)⁸, el producto interno bruto real doméstico, el saldo de la cuenta corriente en relación con el PIB a precios corrientes⁹, las tasas reales de interés y el tipo de cambio real multilateral. El vector de variables X_t sería el siguiente:

$$X_t = [\text{GDP real, PIB real, CA/ PIB corriente, tasas reales de interés, tipo de cambio real}] \quad (8)$$

Asimismo, se estima un segundo modelo que incluye los precios reales de los productos de exportación (precios de exportación en relación con los precios al productor de los Estados Unidos), en lugar del GDP real de los Estados Unidos. Dicha variable pretende captar el efecto de los cambios en los precios reales externos de las materias primas agropecuarias y sus manufacturas, que exporta Argentina (y representan alrededor de 60% del total de las exportaciones) y que habrían impactado favorablemente la economía, en particular durante esta última década (modelo 2).

Bernanke (1986) y Sims (1986) emplean una metodología generalizada que permite mantener relaciones no recursivas entre las variables (con restricciones contemporáneas)¹⁰.

En nuestro modelo, las restricciones (no recursivas) a imponer sobre los parámetros estructurales contemporáneos se basan en los siguientes supuestos:

- El producto real externo (crecimiento del ingreso mundial) sería contemporáneamente exógeno respecto de todas las demás variables del sistema. De forma similar, se considera que los precios reales de exportación son estrictamente exógenos en el corto plazo.
- La cuenta corriente sería afectada contemporáneamente por los cambios en el producto real externo y por el producto real doméstico. Este supuesto es consistente con la evidencia empírica que sugiere que la balanza comercial responde más rápidamente a los cambios en el ingreso real que a los movimientos en el tipo de cambio (para una revisión de las estimaciones empíricas, véase Goldstein y Khan, 1985).

⁸ También se emplea como alternativa el nivel de actividad industrial (desestacionalizado) de las economías avanzadas.

⁹ Se utiliza el PIB a precios corrientes para escalar el saldo de la cuenta corriente, dado que no se dispone de una serie de INDB con periodicidad trimestral para la totalidad del periodo analizado.

¹⁰ La propuesta de Bernanke-Sims permite estimar un sistema sobreidentificado. En un modelo de n variables deberían imponerse para su exacta identificación $(n^2 - n)/2$ restricciones iguales a cero (matriz A).

- Siguiendo a Beng y Ying (2003), se supone también que el producto real doméstico no se vería contemporáneamente afectado por el ingreso real mundial (producto real externo), o por los precios reales de exportación.
- La cuenta corriente respondería con algún retraso a los cambios en las tasas reales de interés y en el tipo de cambio real multilateral, es decir que contemporáneamente estas variables no afectarían a la cuenta corriente.
- El tipo de cambio real y las tasas reales de interés estarían contemporáneamente interrelacionados. Este supuesto se origina en los modelos de determinación del tipo de cambio real basados en los mercados de activos¹¹.

Las restricciones indicadas precedentemente podrían formalizarse como:

$$\begin{bmatrix} e^{GDP} \\ e^{PIB} \\ e^{CAPIB} \\ e^r \\ e^{TCR} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & 1 & \alpha_{45} \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} & \alpha_{53} & \alpha_{54} & 1 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \mu^{GDP} \\ \mu^{PIB} \\ \mu^{CAPIB} \\ \mu^r \\ \mu^{TCR} \end{bmatrix} \quad (9)$$

donde μ_t representa el vector de *shocks* estructurales ortogonales, o sea, que no están correlacionados entre sí ($E\mu_{it}\mu_{jt} = 0$, para $i \neq j$).

De esta forma, la cuenta corriente se vería influenciada contemporáneamente por las variables externas (producto real externo o precios reales de exportación), por el producto real doméstico y por sus propios *shocks*, mientras que en el largo plazo se vería afectada por todos los *shocks* correspondientes a las variables del sistema.

Los modelos se estiman con datos trimestrales, que cubren el periodo 1980:1-2008:4, e incluyen cuatro rezagos para las variables en diferencias¹². Primero, se realizan las pruebas de raíz unitaria para establecer si las variables consideradas son no estacionarias en niveles. Luego, se estiman las funciones de impulso-respuesta y se realiza el análisis de descomposición de la varianza de la cuenta corriente frente a diferentes *shocks* macroeconómicos.

¹¹ No obstante, la incorporación de este supuesto, en lugar, por ejemplo, de una restricción cero para el parámetro, no afecta prácticamente los resultados de las funciones de impulso-respuesta y del análisis de descomposición de la varianza correspondientes a la cuenta corriente/ PIB a precios corrientes.

¹² Excepto el GDP real de los Estados Unidos y los precios reales de exportación que resultan estacionarios en niveles (véanse las pruebas de raíz unitaria).

4. Pruebas de raíz unitaria

Con la finalidad de determinar si las variables son no estacionarias en niveles, se realizan las pruebas de raíz unitaria a través del estadístico Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Las series se presentan en logaritmo natural, excepto la cuenta corriente/ PIB a precios corrientes y las tasas reales activas de interés, que se incluyen en valores originales (tabla 3).

Tabla 3
Pruebas de raíz unitaria. Estadísticos Dickey-Fuller Aumentado (ADF)
y DF Rolling. Periodo 1980:1-2008:4

Periodo	Tasas promedio		Crecimiento anual promedio		
	Significatividad de la constante para el ADF	Significatividad de la tendencia para el ADF	ADF	DF Rolling	Orden de integración
GDP real de los Estados Unidos	No	No	3.30	-2.30	0
PIB real	Sí	Sí	-1.89	-2.65	1
Cuenta corriente/PIB corriente	Sí	Sí	-3.26	-3.16	1
Tasas reales de interés	Sí	Sí	-3.34	-3.17	1
Tipo de cambio real multilateral	Sí	No	-2.25	-2.41	1
Precios reales de exportación	Sí	No	-3.70	-4.11	0

En las pruebas de ADF no se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 5%, salvo en el GDP real y en los precios reales de exportación, que se rechaza al 5% y al 1%. En las pruebas de Rolling no se rechaza la H_0 al 5% para el GDP real, el PIB real y el tipo de cambio real y al 1% para la cuenta corriente y las tasas reales de interés, y se rechaza para los precios reales de exportación. La prueba de Philips-Perron, que no se incluye en Tabla, permite rechazar la H_0 para el GDP real. Las pruebas de ADF se estimaron con cinco retrasos. Variables en logaritmo, excepto en la cuenta corriente/PIB corriente y en las tasas reales de interés.

Los resultados de las pruebas de ADF determinan la imposibilidad de rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en los niveles de las variables al 5%, excepto en el GDP real de los Estados Unidos y en los precios reales de los productos de exportación, donde la hipótesis nula es rechazada (al 5% y al 1%). Asimismo, las primeras diferencias de las variables I(1) en niveles serían estacionarias.

Se realizan también las pruebas de DF Rolling (las cuales operan como una ventana móvil al correr el periodo muestral), de mayor potencia que los ADF, y que incluyen una constante y una variable de tendencia. Estas pruebas tienen la particularidad de considerar los posibles cambios estructurales en las series y son, por tanto, de mayor potencia que los ADF. Las pruebas de Rolling no rechazan la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 5% para el GDP real de los Estados Unidos, el PIB real y el tipo de cambio real multilateral y al 1% para la cuenta corriente/ PIB a precios corrientes y las tasas reales de interés, y se rechaza (al 5% y al 1%) para los precios reales de exportación. A partir de estos resultados, se considera que las series presentan una raíz unitaria en niveles y, por tanto, se computan las primeras diferencias para

lograr estacionariedad, salvo en los casos de los precios reales de exportación y del GDP real que se estiman en niveles (para esta última variable, la prueba de Phillips-Perron permite rechazar también la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, al 5% y al uno por ciento).

Debe notarse que no se han realizado las pruebas a fin de determinar la existencia de cointegración entre las variables, en el caso de los modelos de SVAR (para su estimación resulta conveniente que no estén cointegradas), dado que las mismas no presentan el mismo orden de integración: el GDP real de los Estados Unidos y los precios reales de exportación serían estacionarios en niveles, mientras que el resto de las variables serían variables integradas de orden uno¹³.

5. Funciones de impulso-respuesta

Los modelos de SVAR permiten estimar las funciones de impulso-respuesta, que indican los comportamientos de las variables endógenas frente a un choque estructural inicial en alguna de ellas¹⁴.

En la gráfica 3 se muestran las respuestas acumuladas de la cuenta corriente/ PIB a precios corrientes frente a los *shocks* de un desvío estándar en las variables externas, domésticas y en su propia innovación (modelo 1)¹⁵.

Se observa que los *shocks* en el GDP real de los Estados Unidos (aproximación al ingreso mundial) generan un efecto positivo y permanente en la posición de la cuenta corriente/ PIB a precios corrientes, excepto en el tercer periodo de iniciado el *shock*, aunque la respuesta no resulta significativa. Para Beng y Ying (2003), un incremento transitorio en el ingreso mundial aumentaría el ahorro nacional (impactando favorablemente en la cuenta corriente), mientras los consumidores intentan atenuar su consumo a través del tiempo¹⁶.

¹³ Las pruebas de cointegración serían válidas solamente cuando se incluyen variables que no son estacionarias en niveles y que presentan el mismo orden de integración.

¹⁴ Las funciones de impulso-respuesta corresponden a la factorización estructural y las bandas de confianza a los percentiles de Hall (95%). Se empleó el criterio de seleccionar un número de retrasos igual a la periodicidad más uno (cuatro retrasos en diferencias en el caso de variables trimestrales). De esta forma, no se observa autocorrelación de residuos (las pruebas LM de correlación serial no permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de orden 4), pero se mantiene, a su vez, cierta parsimonia en las estimaciones. Este criterio permite considerar el cuarto retraso, que es sumamente relevante en el caso de datos de periodicidad trimestral. Los modelos de SVAR incluyen una constante.

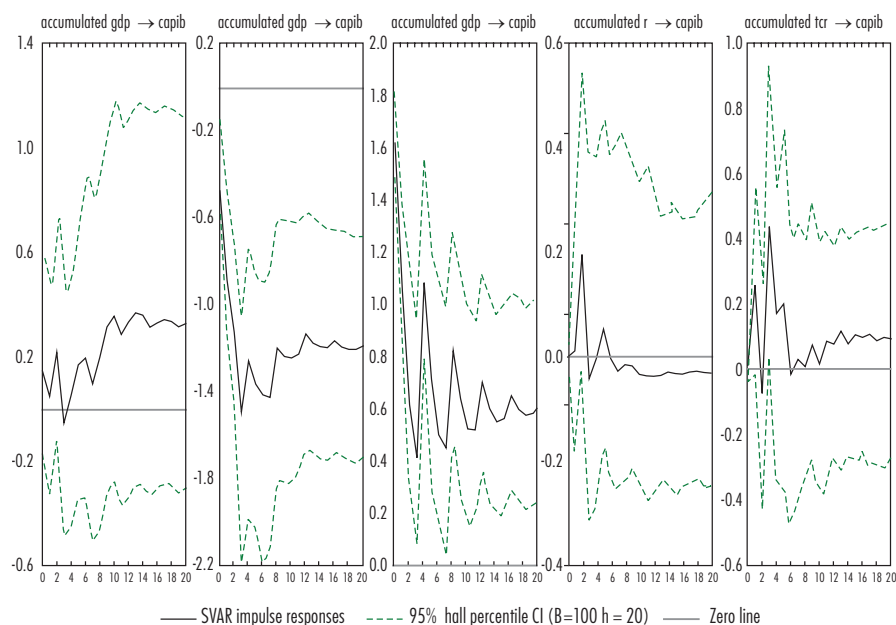
¹⁵ Para las variables expresadas en diferencias, se consideran las respuestas acumuladas a fin de recuperar su nivel.

¹⁶ Se realizó también una estimación adicional incluyendo el nivel de actividad industrial (desestacionalizado) correspondiente a las economías avanzadas, en lugar del GDP real de los Estados



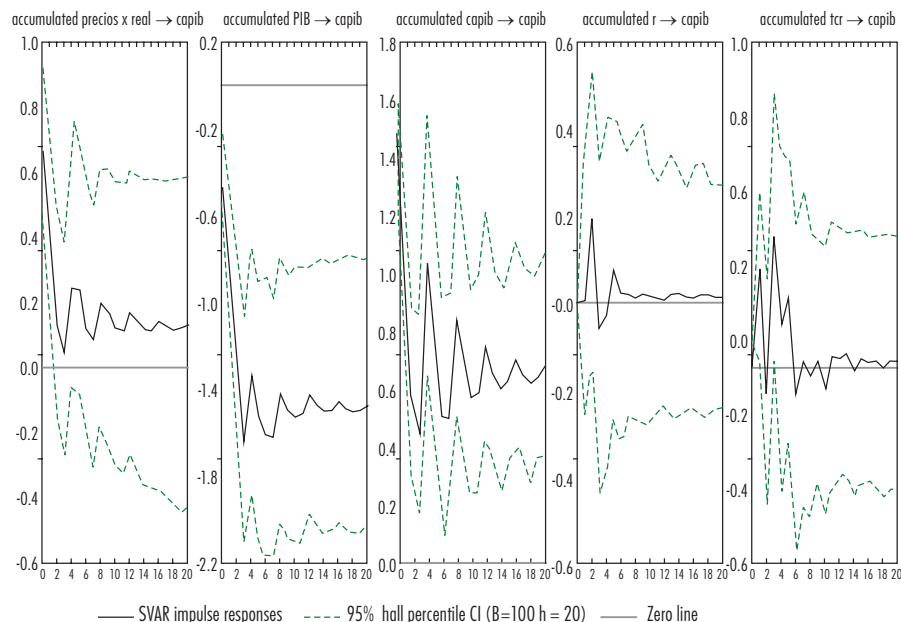
La cuenta corriente responde en forma negativa, permanente y significativa frente a los *shocks* en el producto real doméstico. El comportamiento observado en el sector externo después de un *shock* en el ingreso real doméstico estaría en línea con la respuesta de una cuenta corriente influenciada principalmente por las decisiones de inversión, más que por las de ahorro. Por tanto, en la medida en que las innovaciones positivas en el ingreso representen *shocks* de productividad específicos de la economía, la conducta dinámica de la cuenta corriente sería consistente con la propuesta intertemporal que pone mayor énfasis en la inversión. Estos modelos sugieren que los *shocks* de productividad específicos del país impactan positivamente en la inversión doméstica y negativamente en la cuenta corriente (Glick y Rogoff, 1995; Elliott y Fatás, 1996).

Gráfica 3
SVAR. Funciones de respuesta acumulada de la cuenta corriente/ PIB
a precios corrientes frente a diferentes *shocks* de un desvío estándar (modelo 1)



Unidos. Los resultados muestran un efecto positivo y significativo (en el corto plazo) de los *shocks* en el producto sobre la cuenta corriente. Se hace el supuesto de que el crecimiento de la economía norteamericana (o en su defecto de las economías avanzadas) induciría una expansión de la economía mundial, incluyendo a los países con mayor intercambio comercial con Argentina. La inclusión del nivel de actividad industrial, en lugar del GDP real de los Estados Unidos, permite a su vez verificar la robustez de la respuesta de la cuenta corriente frente a los *shocks* positivos en el ingreso mundial.

Gráfica 4
SVAR. Funciones de respuesta acumulada de la cuenta corriente/ PIB
a precios corrientes frente a diferentes shocks de un desvío estándar (modelo 2)



Los *shocks* en las tasas reales de interés producen efectos positivos en la cuenta corriente en los primeros periodos de iniciado el *shock* (aunque la respuesta no resulta significativa). Las alzas en las tasas reales de interés aumentan el ahorro y llevan a una mejoría de la cuenta corriente, al hacer más costosos los bienes consumidos en el presente en términos de los bienes consumidos en el futuro y causar así una sustitución intertemporal del consumo.

Por último, los *shocks* en el tipo de cambio real multilateral generan efectos positivos y casi permanentes en la cuenta corriente, que resultan significativos en el mediano plazo (en contraste, una apreciación del tipo de cambio real afectaría negativamente a la cuenta corriente en dicho lapso). Esta respuesta sería compatible con el efecto de los cambios en los gastos debido a la depreciación del tipo de cambio (*expenditure-switching effect*), ya que en la versión estándar de la propuesta intertemporal el tipo de cambio real no afecta a la cuenta corriente.

Por su parte, en la gráfica 4 se muestra la respuesta acumulada de la cuenta corriente/ PIB a precios corrientes frente a diferentes *shocks*, en el caso del modelo que

incluye a los precios reales de exportación, en lugar del GDP real de los Estados Unidos, y a las demás variables consideradas precedentemente (modelo 2).

En este caso, los *shocks* en los precios reales de exportación generan efectos positivos y permanentes en la cuenta corriente, que resultan significativos en el corto plazo, mientras que el resto de los *shocks* (en el producto real doméstico, en las tasas reales de interés y en el tipo de cambio real multilateral) muestran efectos similares sobre la cuenta corriente a los observados en el modelo 1. Así, el producto doméstico tendría un efecto negativo y significativo sobre la cuenta corriente, las tasas reales de interés un efecto positivo pero no significativo, mientras que frente a los *shocks* en el tipo de cambio real multilateral la cuenta corriente mostraría una respuesta positiva y significativa en el mediano plazo.

En síntesis, las respuestas acumuladas de la cuenta corriente frente a los diferentes *shocks* estructurales sugieren que las mejoras en las condiciones externas (incremento en el producto real externo, o en los precios reales de exportación), un menor crecimiento en el ingreso real doméstico (reducción del gasto), un incremento en las tasas reales de interés¹⁷ y una depreciación en el tipo de cambio real multilateral generarían excedentes, o una reversión de los déficit, de la cuenta corriente, por lo menos en el corto plazo.

6. Análisis de descomposición de la varianza

Mientras que las funciones de impulso-respuesta miden el comportamiento dinámico de las variables a partir de un choque estructural de un desvío estándar, el análisis de descomposición de la varianza permite distribuir la varianza del error de predicción de cada variable en función de sus propios *shocks* y de las innovaciones en las restantes variables del sistema. En otros términos, este análisis considera la importancia relativa de cada innovación aleatoria en las fluctuaciones de las variables, de forma que la suma de estos porcentajes alcance a 100.

En la tabla 4 se indican los porcentajes de la varianza de la cuenta corriente/ PIB a precios corrientes explicados por diferentes innovaciones. Se observa que dicha variable resulta explicada principalmente por sus propios *shocks* en el corto plazo (93%), mientras que el ingreso real mundial (GDP real de los Estados Unidos) y el PIB real doméstico explican alrededor de 1% y de 6% de la varianza, respectivamente, en el primer trimestre (69%, 5% y 14%, respectivamente, después de 20 trimestres).

¹⁷ En este caso particular, la respuesta no resulta significativa.

Tabla 4
Análisis de descomposición de la varianza de la cuenta corriente/ PIB
a precios corrientes, frente a diferentes choques estructurales (porcentajes)

Modelo 1					
Periodo	GDP real	PIB real	Cuenta corriente/ PIB corriente	Tasas reales de interés	Tipo de cambio real multilateral
1	1	6	93	0	0
5	4	14	70	2	10
10	4	14	70	2	10
15	5	14	69	2	10
20	5	14	69	2	10
Modelo 2					
Periodo	Precios reales de exportación	PIB real	Cuenta corriente/ PIB corriente	Tasas reales de interés	Tipo de cambio real multilateral
1	16	8	76	0	0
5	13	15	59	2	11
10	12	16	58	2	12
15	12	16	58	2	12
20	12	16	58	2	12

El modelo 1 incluye el GDP real de los Estados Unidos, el PIB real doméstico, la cuenta corriente/PIB a precios corrientes, las tasas reales de interés y el tipo de cambio real multilateral. El modelo 2 considera los precios reales de exportación en lugar del GDP real, así como el resto de las variables.

Por su parte, en el modelo 2, los precios reales de exportación explican 16% de la volatilidad de la cuenta corriente, en el primer trimestre, el producto real doméstico un 8% y los *shocks* propios un 76% (12%, 16% y 58%, respectivamente, después de 20 trimestres).

De esta forma, los precios reales de exportación explicarían cerca de 16% de la varianza de la cuenta corriente en el corto plazo (modelo 2), frente a 1% que explica contemporáneamente el GDP real de los Estados Unidos (modelo 1), sugiriendo que para una mejoría del balance de la cuenta corriente resulta más conveniente un alza en los precios reales de los productos exportables que una expansión de la economía de los Estados Unidos (aproximación al ingreso mundial)¹⁸.

Conclusiones

El objetivo de este trabajo ha sido analizar la experiencia argentina de reversión de los déficit del sector externo que siguió a la crisis cambiaria del año 2001, y evaluar el

¹⁸ En el modelo alternativo que utiliza el nivel de actividad industrial de las economías avanzadas, en lugar del GDP real de los Estados Unidos, el producto externo explica el 9% de la varianza de la cuenta corriente después de 20 periodos (pero 0% en el corto plazo).

comportamiento de la cuenta corriente frente a diferentes *shocks* macroeconómicos. Para ello, se utilizaron datos trimestrales que cubren el periodo 1980:1-2008:4.

Luego de mantener déficit en la cuenta corriente durante la mayor parte de la década de 1990, la economía de este país sufrió una importante crisis cambiaria a fines de 2001, que estuvo acompañada por el cese de pagos de una parte de su deuda externa y por salidas netas de capitales. A partir de la depreciación de la moneda doméstica y de las alzas en los precios de los productos de exportación como consecuencia de una favorable demanda internacional, los déficit se revirtieron y la economía comenzó a experimentar excedentes en la balanza comercial y superávit en la cuenta corriente.

Como se mencionó al inicio, el objetivo del presente trabajo ha sido proveer un mejor entendimiento de los factores económicos que permitieron salir de la crisis externa y del proceso de ajuste ocurrido durante estos años de recuperación. Para explicar la dinámica de ajuste de la cuenta corriente en respuesta a diferentes *shocks* estructurales, se estimó un modelo de VAR estructural (SVAR), con restricciones no recursivas de corto plazo. Las restricciones impuestas al modelo suponen que el producto real externo (aproximación al ingreso real mundial), o los precios reales de exportación, son estrictamente exógenos. A su vez, se considera que la cuenta corriente responde con retraso a los cambios en las tasas reales de interés y en el tipo de cambio real multilateral, pero que es afectada contemporáneamente por las variables externas, el producto real doméstico y sus propios *shocks*. Por último, las tasas reales de interés y el tipo de cambio real multilateral estarían contemporáneamente interrelacionados, tal como ocurre en los modelos de determinación del tipo de cambio real basados en mercados de activos¹⁹.

Los resultados de las funciones de impulso-respuesta muestran que la cuenta corriente responde en forma positiva a los *shocks* en el producto real externo, o en los precios reales de exportación (en este último caso la respuesta es significativa en el corto plazo) y en forma negativa y significativa a los *shocks* en el producto real doméstico, de forma similar a los modelos donde los *shocks* de productividad afectan positivamente a la inversión y negativamente a la cuenta corriente. La cuenta corriente presenta también una respuesta acumulada positiva frente a los *shocks* en las tasas reales de interés (respuesta no significativa) y en el tipo de cambio real multilateral en el mediano plazo.

El análisis de descomposición de la varianza (la importancia relativa de cada innovación aleatoria en las fluctuaciones de la cuenta corriente) sugiere que la varianza

¹⁹ Se supone también que el producto real doméstico no se vería afectado contemporáneamente por el producto real externo (aproximación al ingreso real mundial), o por los precios reales de exportación.

de la cuenta corriente/ PIB a precios corrientes resulta explicada principalmente por sus propios *shocks* en el corto plazo (93%), mientras que el producto real doméstico y el producto real externo explican el 6% y el 1%, respectivamente, de la volatilidad de dicha variable, en el primer trimestre de iniciado el *shock* (modelo 1). Por su parte, los precios reales de exportación explicarían el 16% de la volatilidad de la cuenta corriente en el corto plazo y un 12% después de 20 trimestres (modelo 2), mientras que las tasas reales de interés representarían sólo 2% de la volatilidad de esta variable en el largo plazo, sugiriendo que los *shocks* de precios reales externos serían más importantes que la política monetaria interna para explicar la variabilidad de la cuenta corriente.

En conclusión, la respuesta de la cuenta corriente frente a los *shocks* estructurales registrados en el ingreso real mundial (o en los precios reales de exportación) y en las variables domésticas, muestra que las mejoras en las variables externas, el menor crecimiento en el ingreso real doméstico (reducción del gasto), el incremento en las tasas reales de interés y la depreciación del tipo de cambio real multilateral generarían un superávit, o una reversión de los déficit, de la cuenta corriente en el corto o mediano plazos (aunque algunos de estos *shocks* no resultan significativos).

Asimismo, se observa que los *shocks* de precios reales externos, junto con los del tipo de cambio real, serían los terceros en importancia (después de los *shocks* propios y de las innovaciones en el producto real doméstico) para explicar la volatilidad de cuenta corriente, en el largo plazo. De esta forma, el desempeño de la cuenta corriente podría ser vulnerable a los cambios en los precios reales externos (precios de exportación en relación con los precios al productor de los Estados Unidos) y al comportamiento del tipo de cambio real multilateral, aunque los *shocks* de oferta domésticos (productividad) serían más importantes que los *shocks* de precios, o del tipo de cambio, para explicar el comportamiento de la cuenta corriente.

Bibliografía

- Amisano, G. y C. Giannini, "Topics in structural VAR econometrics", 2ª ed., Berlín, Springer-Verlag, 1997.
- Beng, G. y S. Ying, "Current account reversal during a currency crisis. The Malaysian experience", *ASEAN Economic Bulletin*, núm. 20, agosto de 2003, pp. 128-143.
- Bernanke, B., "Alternative explanations of the money-income correlation", *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, vol. 25, Ámsterdam, Karl Brunner y Adam Meltzer, otoño de 1986, pp. 49-99.
- Blanchard, O. y D. Quah, "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances", *American Economic Review*, vol. 79, núm. 4, American Economic Association, septiembre de 1989, pp. 655-673.
- Calvo, G., A. Izquierdo y E. Talvi, "Sudden stops, the real exchange rate and fiscal sustainability: Argentina's lessons", *NBER Working Paper 9828*, National Bureau of Economic Research, 2003.

- Clarida, R. y J. Gali, "Sources of real exchange rate fluctuations: How important are nominal shock?", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 41, núm. C, 1994, pp. 1-56.
- Clarida R. y J. Prendergast, "Recent G3 current account imbalances: how important are structural factors", *NBER Working Paper 6935*, Cambridge, MA, National Bureau of Economic Research, 1999.
- Cushman, D. y T. Zha, "Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates", *Journal of Monetary Economics*, vol. 39, núm. 3, agosto de 1997, pp. 433-448.
- Dong, W., "Expenditure-switching effect and the choice of the exchange rate regime", *Working Paper 54*, Bank of Canada, 2007.
- Edwards, S., "Thirty years of current account imbalances, current account reversals and sudden stops", *IMF Staff Papers*, vol. 51, 2004, pp. 1-49.
- Elliott, G. y A. Fatás, "International business cycles and the dynamics of the current account", *European Economic Review*, vol. 40, núm. 2, febrero de 1996, pp. 361-387.
- Feldstein, M., "Argentina's fall. Lessons from the financial crisis", *Foreign Affairs*, vol. 81, núm. 2, marzo-abril de 2002, pp. 8-14.
- Feldstein, M. y C. Horioka, "Domestic saving and international capital flows", *Economic Journal*, vol. 90, 1980, pp. 314-329.
- Ghosh, A., "International capital mobility amongst the major industrialized countries: Too little or too much?", *Economic Journal*, vol. 105, núm. 428, 1995, pp. 107-128.
- Glick, R. y K. Rogoff, "Global versus country-specific productivity shocks and the current account", *Journal of Monetary Economics*, vol. 35, núm. 1, febrero de 1995, pp. 159-192.
- Goldstein, M. y M. Khan, "Income and price effects in foreign trade", en R. Jones y P. Kenen (eds.), *Handbook of International Economics*, Ámsterdam, 1985, pp. 1041-1105.
- Kim, S., "International transmission of U.S. monetary policy shocks: evidence from VAR's", *Journal of Monetary Economics*, vol. 48, núm. 2, octubre de 2001, pp. 339-372.
- Lane, P., "Money shocks and the current account", en G. Calvo, R. Dornbusch y M. Obstfeld (eds.), *Money, Capital Mobility and Trade*, Cambridge, MA, The MIT Press, 2001, pp. 385-411.
- Lee, J. y M. Chinn, "The current account and the real exchange rate", *NBER Working Paper 6495*, National Bureau of Economic Research, 1998.
- Milesi-Ferretti, G. y A. Razin, "Current account reversal and currency crisis: Empirical regularities", *IMF Working Paper WP/98/89*, Fondo Monetario Internacional, 1998.
- Obstfeld, M. y K. Rogoff, *Foundations of International Macroeconomics*, Cambridge, MA, The MIT Press, 1996.
- , "The intertemporal approach to the current account", en G. Grossman y K. Rogoff (eds.), *Handbook of International Economics*, Ámsterdam, 1995, pp. 1731-1799.
- Prasad, E. y J. Gable, "International evidence on the determinants of trade dynamics", *IMF Staff Papers*, vol. 45, núm. 3, septiembre de 1998, pp. 401-439.
- Sims, C., "Are forecasting models usable for policy analysis?", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 10, núm. 1, invierno de 1986, pp. 2-16.

Anexos

Fuentes de los datos utilizados en las estimaciones

GDP real de los Estados Unidos y nivel de actividad industrial de las economías avanzadas. Fuente: FMI. Estadísticas Financieras Internacionales.

Precios reales de exportación. Corresponden a los precios externos de exportación (fuente: CEPAL e Instituto Nacional de Estadísticas y Censos), en relación con los precios al productor (*producer prices*) de los Estados Unidos (fuente: FMI. Estadísticas Financieras Internacionales).

PIB real. Los datos del PIB real provienen de las cuentas nacionales y están expresados a precios de 1993 (a efectos de obtener una serie trimestral desde 1980, estos datos fueron empalmados con la serie de PIB a precios de 1986). Las cuentas nacionales a precios de 1993 y de 1986 hacen referencia a los dos años base de la oferta y demanda global existentes desde el año 1980 (a precios de 1986 y 1993, respectivamente). El PIB real fue desestacionalizado a través del programa X12-ARIMA.

Cuenta corriente / PIB a precios corrientes. El saldo de la cuenta corriente en dólares fue convertido a pesos a través del tipo de cambio nominal promedio (fuente: FMI). La cuenta corriente en pesos fue escalada con el PIB a precios corrientes (fuente: cuentas nacionales y CEPAL). Un procedimiento similar se siguió para obtener los datos de la balanza comercial / PIB a precios corrientes.

Tasas de interés nominales y tipo de cambio real multilateral. Fuente: Banco Central. Las tasas pasivas de interés fueron deflactadas por el índice de precios al consumidor (fuente: INDEC), a efectos de obtener las tasas reales de interés.

A las series respectivas en niveles se les aplicó logaritmo (excepto en la cuenta corriente, en la balanza comercial y en las tasas reales de interés) y luego se tomaron las primeras diferencias (el GDP real y los precios externos de exportación están expresados solamente en logaritmo por ser variables estacionarias en niveles). Las estimaciones se realizaron con las primeras diferencias del logaritmo de las variables, salvo en la cuenta corriente y en las tasas de interés (donde se aplicaron solamente las primeras diferencias) y en el GDP real y los precios externos de exportación que se estimaron en logaritmo.